



**Немецкая экономическая группа
Исследовательский центр ИПМ**

Аналитические записки [TN/01/2013]

Корректировка на сезонность белорусского реального ВВП

Игорь Пелипась

Берлин/Минск, август 2013



**ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ
ЦЕНТР ИПМ**
исследования · прогнозы · мониторинг

Информация об Исследовательском центре ИПМ

Исследовательский центр ИПМ был создан в 1999 г. в рамках совместного проекта Института приватизации и менеджмента (Минск, Беларусь) и CASE – Центра социальных и экономических исследований (Варшава, Польша). Центр входит в исследовательскую сеть фонда CASE. Исследовательский центр ИПМ активно сотрудничает с Немецкой экономической группой в Беларуси (GET Belarus). В рамках данного сотрудничества Центр осуществляет информационно-аналитическую поддержку Национального банка, Министерства экономики, Министерства финансов и других государственных и негосударственных организаций, вовлеченных в процесс формирования экономической политики в стране.

Миссия Исследовательского центра ИПМ – содействие повышению национальной конкурентоспособности через разработку рекомендаций для экономической политики на основе экономических исследований и продвижение профессионального диалога по актуальным проблемам экономического развития.

Исследовательский центр ИПМ

220088 Минск, Беларусь, ул. Захарова 50 б

Тел.: +375 (17) 2 100 105

Факс: +375 (17) 2 100 105

E-Mail: research@research.by

<http://www.research.by>

Информация о Немецкой экономической группе в Беларуси (GET Belarus)

Главной задачей Немецкой экономической группы в Беларуси является поддержание диалога по вопросам экономической политики с белорусским правительством, структурами гражданского общества и международными организациями. Эксперты Немецкой экономической группы имеют опыт консультирования по экономическим вопросам правительств ряда трансформационных стран, в том числе Украины, России и Молдавии. Исследовательский центр ИПМ и Немецкая экономическая группа предоставляют информационно-аналитическую поддержку Совету министров, Национальному банку, Министерству иностранных дел, Министерству экономики и другим учреждениям, вовлеченным в процесс формирования и реализации экономической политики в стране.

Немецкая экономическая группа

c/o Berlin Economics

Schillerstr. 59

D-10627 Berlin

Tel: +49 30 / 20 61 34 64 0

Fax: +49 30 / 20 61 34 64 9

E-Mail: info@get-belarus.de

<http://www.get-belarus.de>

© 2013 Немецкая экономическая группа

© 2013 Исследовательский центр ИПМ

Все права защищены.

Корректировка на сезонность белорусского реального ВВП

Резюме

Многие временные ряды экономических показателей имеют сезонный паттерн и характеризуются ежегодными регулярно повторяющимися колебаниями. Сезонные колебания затрудняют анализ исходных данных и не позволяют в явном виде получить представление о краткосрочных изменениях показателя и его тренда. Поэтому для получения представления о динамике, очищенной от влияния сезонного фактора, используются различные методы корректировки на сезонность. От качества корректировки на сезонность зависят конечные результаты и выводы об экономической ситуации, необходимые для принятия управленческих решений.

В данной работе предложен оригинальный подход, позволяющий осуществлять корректировку на сезонность в условиях, когда отдельные фактические наблюдения являются контаминированными и искажают результаты сезонного сглаживания. Ярким примером такой ситуации является корректировка на сезонность белорусского реального ВВП в первом квартале 2013 г., когда механическое применение стандартных статистических методов показывает темп прироста около 40% в годовом исчислении.

Предложенный нами подход позволил выявить контаминированные наблюдения и осуществить корректировку на сезонность реального ВВП, элиминируя влияние этих наблюдений. В результате темп прироста реального ВВП в первом квартале 2013 г. составил, по нашим оценкам, 0.79% по сравнению с предыдущим кварталом и 3.2% в годовом исчислении. Данный подход может быть использован и в других ситуациях, когда корректировка на сезонность в условиях контаминации данных дает результаты, не согласующиеся с реальной экономической ситуацией.

В работе подробно излагается методология корректировки на сезонность реального ВВП в Беларуси, и даются рекомендации, которые имеют практическую ценность для органов статистики, аналитических подразделений центральных банков, экономических аналитиков и академических исследователей. Данная методология и рекомендация были учтены Национальным банком Республики Беларусь при подготовке уточненных данных о темпах роста квартального реального ВВП, скорректированного на сезонность, за первое полугодие 2013 г.

Автор

Игорь Пелипась pelias@research.by +375 17 / 210 01 05

Благодарность

Автор выражает признательность Роберту Кирхнеру, Александру Чубрику, Глебу Шимановичу, Александру Зарецкому и сотрудникам Главного управления монетарной политики и анализа Национального банка республики Беларусь за плодотворную дискуссию и полезные комментарии. При этом вся ответственность за содержание данной работы лежит на авторе.

Содержание

1. Введение.....	5
2. Корректировка на сезонность: общий обзор	6
2.1. Что такое корректировка на сезонность?	6
2.2. Разложение исходных данных: сезонных фактор, тренд и случайный компонент ...	7
2.3. Стандартные методы корректировки на сезонность	8
3. Корректировка на сезонность белорусского реального ВВП в условиях возможной контаминации данных	10
3.1. Используемые данные и их характеристики	10
3.2. Почему скорректированный на сезонность темп роста ВВП невероятно высок в первом квартале 2013 г.?	12
3.3. Идентификация контаминированных наблюдений и корректировка сезонно сглаженных данных	13
4. Выбор метода корректировки на сезонность белорусского реального ВВП.....	17
4.1. X-12ARIMA или TRAMO/SEATS?	17
4.2. Результаты корректировки на сезонность белорусского реального ВВП.....	18
4.3. Имеет ли значение временной период?.....	20
5. Выводы и рекомендации	21
Литература.....	22
Приложение А. Фактические данные.....	24
Приложение В. Спецификации моделей	24
Приложение С. Диагностика моделей.....	25
Приложение D. X-11: Выбросы и поправки.....	27

1. Введение

Многие временные ряды экономических показателей имеют сезонный паттерн и характеризуются ежегодными регулярно повторяющимися колебаниями. Сезонные колебания затрудняют анализ исходных данных и не позволяют в явном виде получить представление о краткосрочных изменениях показателя и его тренда. Поэтому для получения представления о динамике показателя, очищенной от влияния сезонного фактора, используются различные методы устранения сезонности. В практике экономического анализа часто используются темпы роста (прироста) соответствующего показателя, рассчитанные к аналогичному периоду предыдущего года. Такой подход является весьма приблизительной корректировкой на сезонность и имеет ряд существенных недостатков. Более точные результаты дают статистические методы, которые широко используются органами статистики и центральными банками большинства стран мира. Представление данных, скорректированных на сезонность, имеет важное значение для реальной оценки экономической ситуации в краткосрочном периоде и принятия управленческих решений, информирования экономических агентов и населения об экономической конъюнктуре, а также для целей экономического анализа, моделирования и прогнозирования экономических процессов.

В Беларуси практика корректировки данных на сезонность в настоящее время распространена не очень широко. Национальный статистический комитет осуществляет корректировку на сезонность реального ВВП и публикует эту информацию в сборнике национальных счетов. Поскольку данные публикуются с двухлетним лагом (например, в 2013 г. представлены сезонно скорректированные данные о реальном ВВП до конца 2011 г.), то практическая ценность такой информации невелика (Белстат (2013)). Национальный банк Республики Беларусь представляет данные о динамике реального ВВП в аналитическом обзоре основных тенденций в экономике и денежно-кредитной сфере (приводятся данные за последний квартал и график темпов прироста за ряд последних лет), что, безусловно, важно для оценки текущей экономической ситуации (НББ (2013б)). Международный валютный фонд (МВФ) в своих страновых отчетах по Беларуси также приводит графики реального ВВП с поправкой на сезонность (МВФ (2013)).

Основным побудительным мотивом написания данной работы послужила публикация данных о темпах прироста реального ВВП в первом квартале 2013 г. в аналитическом обзоре Национального банка Республики Беларусь. Согласно приведенным данным темп прироста реального ВВП в годовом исчислении составил 37%, что объяснялось в комментариях эффектом низкой базы четвертого квартала 2012 г. и изменением налогового законодательства (НББ (2013б)). Аналогичные результаты были получены и МВФ. На графике, приведенном в страновом отчете, видно, что темпы прироста реального ВВП в первом квартале 2013 г. составляют более 8%, что примерно соответствует 37% в годовом исчислении. В отчете МВФ говорится об ускорении экономического роста в соответствующем периоде (МВФ (2013)).

Приведенные выше темпы прироста реального ВВП плохо согласуются и со здравым смыслом, и с реальными процессами в экономике страны. Однако следует отметить, что в данном случае использовались общепризнанные статистические методы корректировки на сезонность и соответствующее программное обеспечение. В частности, сотрудники Национального банка осуществляли корректировку на сезонности при помощи стандартной для этих целей статистической программы TRAMO/SEATS. При этом осуществлялась статистическая корректировка на сезонность за период 2000Q1–2012Q2, а затем сезонные коэффициенты, полученные за последний период, использовались для получения сезонно скорректированных данных для оставшихся кварталов. Результаты, представленные в МВФ (2013), нам удалось с точностью воспроизвести при помощи сезонного фильтра X-11 без каких-либо дополнительных установок. В чем же заключается проблема получения такого необычайно высокого темпа прироста в первом квартале 2013 г.?

Как известно, качество корректировки на сезонность обуславливается качеством исходных данных (в данном случае — реальный ВВП без корректировки на сезонность) и используемыми статистическими методами. Однако современное статистическое обеспечение, предназначенное для осуществления корректировки на сезонность, позволяет во многих случаях получить вполне приемлемый результат, используя соответствующие алгоритмы практически в автоматическом режиме (на этом основана практика унификации

процедуры корректировки на сезонность и внедрения универсального программного обеспечения в работу статистических агентств).

Это привело нас к следующей рабочей гипотезе: исходные данные о реальном ВВП, возможно, являются контаминированными¹, по крайней мере, в четвертом квартале 2012 г. и первом квартале 2013 г. Использование стандартных статистических процедур сезонного сглаживания при наличии контаминированных данных приводит к неадекватным результатам, особенно в конце исследуемого периода. В работе предпринята попытка решения данной проблемы посредством определения контаминированных наблюдений при помощи эконометрических методов и последующей корректировки сезонно скорректированного ряда. Предложенный подход позволяет получить результаты, согласующиеся с реальной экономической ситуацией, и вернуть сезонно сглаженный ряд реального ВВП на «правильную» траекторию. Следует отметить, что мы не стремились дать оценку качества исходных статистических данных о реальном ВВП, а используемый в работе подход основывается на эконометрических методах анализа имеющихся в нашем распоряжении данных. Тем не менее, проблемы с сезонной корректировкой реального ВВП и неадекватные результаты в начале 2013 г, полученные на основе стандартных методов сезонного сглаживания, могут, на наш взгляд, неявным образом свидетельствовать о статистических проблемах в исходных данных.

Таким образом, основная цель данной работы — разработка подхода корректировки на сезонность экономических показателей в условиях наличия контаминированных данных в используемых временных рядах. При этом мы попытались решить проблему аномально высоких темпов прироста реального ВВП в первом квартале 2013 г., полученных на основе сезонно скорректированных данных, в рамках эконометрического анализа и общепринятых методов сезонного сглаживания. Полученные результаты имеют практическую ценность для органов статистики, аналитических подразделений центральных банков, экономических аналитиков и академических исследователей.

Работа имеет следующую структуру. Во втором разделе дается общее понятие корректировки на сезонность, затем кратко рассматривается разложение исходных данных на основные компоненты и подчеркивается важная роль случайного компонента, при расчете сезонно скорректированных темпов роста, а также обсуждаются стандартные методы корректировки на сезонность и соответствующее программное обеспечение. В третьем разделе анализируются динамические характеристики реального ВВП, показываются проблемы, возникающие при его корректировке на сезонность, при наличии контаминированных данных и предлагается оригинальный подход к определению проблемных наблюдений на основе сатурации импульсными индикаторными переменными регрессии для случайной компоненты, полученной в результате применения процедуры сезонного сглаживания. В четвертом разделе дается сравнение двух общепринятых методов корректировки на сезонность (X-12ARIMA и TRAMO/SEATS) применительно к исследуемым данным и приводятся уточненные темпы прироста реального ВВП в Беларуси, скорректированного на сезонность. Кроме того, здесь также рассматривается влияние временного периода, выбранного для сезонного сглаживания, на конечные результаты корректировки на сезонность. В пятом разделе приводятся основные выводы и практические рекомендации.

2. Корректировка на сезонность: общий обзор

2.1. Что такое корректировка на сезонность?

Статистические данные широко используются органами государственного управления и экономическими агентами для принятия экономических решений и прогнозирования. При этом необходимо определить важные особенности динамики экономических показателей, такие как краткосрочные изменения, среднесрочный и долгосрочный тренд, поворотные точки в динамике, изменения по отношению к другим показателям. Наличие сезонности существенно затрудняет такой анализ, поскольку истинная динамика показателей оказывается скрытой от непосредственного наблюдения. Данная проблема решается при помощи сезонного сглаживания экономических временных рядов, под которой понимается

¹ Под контаминацией данных в данном случае подразумеваются ошибки или неточности в данных, искажающие исторически сложившийся сезонный паттерн.

процесс оценки сезонных эффектов и очищения исследуемых временных рядов от их влияния. Иными словами, корректировка на сезонности — это процесс упрощения данных без существенной потери информации, облегчающий интерпретацию данных (Bell, Hillmer (1984)).

Для очищения данных от сезонного эффекта часто используется расчет темпов роста экономического показателя в текущем периоде к аналогичному периоду предшествующего года. Данный подход, применяемый к исходным данным, представляет собой простую и вместе с тем весьма приблизительную корректировку на сезонность. При этом он имеет ряд существенных недостатков. Во-первых, хотя этот подход позволяет уменьшить влияние постоянного годового сезонного эффекта, полное устранение сезонности не всегда возможно, поскольку сезонный фактор может постепенно изменяться в пределах года. Во-вторых, он не позволяет учесть другие эффекты (например, эффект количества рабочих дней, скользящих праздничных дней), а также изменение сезонного эффекта по мере изменения во времени уровня показателя (предполагается неизменность сезонного фактора во времени). В-третьих, данный метод чувствителен к различным случайным эффектам. Например, если экономический показатель в предшествующем периоде существенно уменьшился в результате неожиданного шока, то в соответствующем квартале последующего года будет наблюдаться необычайно большой рост (эффект базы). В-четвертых, использование темпов роста в текущем периоде к аналогичному периоду прошлого года может неверно характеризовать поворотные точки в динамике, поскольку не учитывает поквартальное изменение показателя в пределах года. Вместе с тем данный подход может рассматриваться как исходный пункт в работе с сезонными данными.

Использование статистических методов сезонного сглаживания позволяет избежать указанных выше недостатков и осуществить разложение исходного временного ряда на его различные непосредственно ненаблюдаемые компоненты: сезонный фактор, тренд и случайную компоненту. Сезонный фактор используется для получения непосредственно ненаблюдаемых экономических временных рядов без учета влияния сезонных колебаний. Важно отметить, что при корректировке на сезонность из временного ряда устраняется только сезонная вариация. Сезонно сглаженный временной ряд будет включать в себя помимо тренда случайные колебания, различные выбросы и структурные сдвиги, обусловленные действием различных внешних и внутренних шоков. Полученные в результате данные позволяют осуществлять корректные расчеты темпов роста в текущем периоде, анализировать динамику соответствующего показателя в контексте изменения других экономических индикаторов и осуществлять краткосрочные экономические прогнозы.

2.2. Разложение исходных данных: сезонных фактор, тренд и случайный компонент

Сейчас мы кратко рассмотрим разложение временного ряда на ненаблюдаемые компоненты и отметим некоторые моменты, важные для решения основной задачи данной работы. Пусть Y_t — это фактическое значение временного ряда в период времени t , которое может быть представлено как произведение трех основных ненаблюдаемых компонентов, а именно сезонного компонента (S_t), тренда (T_t) и случайного (иррегулярного) компонента (I_t)²:

$$Y_t = S_t \cdot T_t \cdot I_t. \quad (1)$$

Рассмотрим каждый из указанных компонентов в отдельности.

Сезонный компонент включает в себя непосредственно стабильное влияние сезонного фактора, а также другие систематические календарные эффекты, которые не являются стабильными в рамках года (например, эффект количества рабочих дней, эффект скользящих праздничных дней). Тренд характеризует основную тенденцию и циклические изменения показателя в среднесрочном и долгосрочном периодах. Случайный (иррегуляр-

² В данной работе мы рассматриваем только мультипликативный метод разложения исходного временного ряда на ненаблюдаемые компоненты. Существуют также аддитивный (фактический ряд равен сумме его компонентов), псевдо-аддитивный и аддитивный в логарифмах методы разложения. Применение того или иного метода обуславливается характеристиками используемых данных. При сезонном сглаживании белорусского реального ВВП использовался мультипликативный метод. Существующее программное обеспечение для корректировки на сезонность позволяет определять метод разложения в автоматическом режиме.

ный) компонент отражает все эффекты, которые не были учтены трендом и сезонным компонентом (выбросы, характеризующие экстремальные наблюдения или ошибки в данных, чрезвычайные события). Предполагается, что случайный компонент является стохастической переменной, симметрично распределенной вокруг ожидаемого значения, равного единице, для мультипликативного метода разложения временного ряда на ненаблюдаемые компоненты.

На основе (1) корректировка на сезонность фактического временного ряда осуществляется следующим образом:

$$Y_t^{sa} = Y_t / S_t, \quad (2)$$

где Y_t^{sa} — значение временного ряда в период времени t , скорректированное на сезонность.

Скорректированные на сезонность данные используются на определения темпов роста (i_y^{sa}) или темпов прироста ($i_y^{sa} - 1$) по отношению к предшествующему периоду:

$$i_y^{sa} = Y_t^{sa} / Y_{t-1}^{sa}. \quad (3)$$

Кроме того, скорректированные на сезонность данных могут быть использованы для расчета темпов роста в годовом исчислении, которые показывают, каким бы был рост показателя за год при сохранении динамики текущего периода (при этом темп роста возводится в степень n , равную периодичности наблюдений):

$$(i_y^{sa})^n = (Y_t^{sa} / Y_{t-1}^{sa})^n. \quad (4)$$

Следует отметить, что динамика показателя на основе сезонно сглаженных данных зависит от двух факторов, а именно, изменения тренда и случайной компоненты, что непосредственно следует из (2) и (1). Поскольку $Y_t^{sa} = Y_t / S_t = T_t \cdot I_t$, то выражения (3) и (4) могут быть представлены как

$$i_y^{sa} = T_t \cdot I_t / T_{t-1} \cdot I_{t-1}, \quad (5a)$$

$$(i_y^{sa})^n = T_t^n \cdot I_t^n / T_{t-1}^n \cdot I_{t-1}^n. \quad (5b)$$

Таким образом, из (5a) и (5b) следует, что, если влияние случайной компоненты окажется достаточно высоким, то темпы роста, рассчитанные на основе данных, скорректированных на сезонность, отразят не столько систематические факторы динамики показателя, сколько его изменения, обусловленные случайными или экстраординарными событиями, а возможно, и просто ошибками или неточностями в данных. Указанная проблема многократно усиливается при расчете темпов роста в годовом исчислении, так как в данном случае случайная компонента возводится в четвертую или двенадцатую степень для квартальных или месячных данных, соответственно. Отмеченные обстоятельства следует принимать во внимание при использовании сезонно сглаженных данных и наряду с ними учитывать изменение тренда как дополнительного источника информации о динамике показателя. Кроме того, анализу случайного компонента и его влияния на сезонно скорректированные данные следует уделять серьезное внимание в процессе расчета соответствующих темпов роста.

Связь между временным рядом, скорректированным на сезонность, трендом и случайным компонентом выражается следующим образом:

$$T_t = Y_t^{sa} / I_t. \quad (6)$$

Приведенные выше выражения (1)–(6) будут использованы при дальнейшем рассмотрении корректировки на сезонность белорусского реального ВВП в условиях возможной контаминации данных.

2.3. Стандартные методы корректировки на сезонность

Как правило, анализ сезонности и соответствующая корректировка данных осуществляется при помощи стандартного программного обеспечения. В настоящее время в практике статистических органов и центральных банков используются два наиболее популярных

метода корректировки на сезонность, а именно, X-12ARIMA³, разработанный в Бюро переписи США, и TRAMO/SEATS⁴, предложенный Банком Испании. Указанные методы рассматриваются в методических рекомендациях Евростата в качестве основных при корректировке на сезонность (EES (2009)). В настоящее время Бюро переписи США предлагает новое программное обеспечение X-13ARIMA-SEATS⁵, которое объединяет в себе возможности двух подходов и делает возможным их сравнение.

В данной работе мы использовали программное обеспечение X-13ARIMA-SEATS, позволяющее осуществлять сравнение используемых методов и моделей. Хотя методы корректировки на сезонность X-12ARIMA и TRAMO/SEATS существенно различаются методологически, в их основе лежит модель ARIMA (модель авторегрессионного интегрированного скользящего среднего) следующего вида: $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$, где p — количество авторегрессионных параметров, d — порядок интегрированности, q — количество параметров скользящего среднего, P — количество сезонных авторегрессионных параметров, D — порядок сезонной интегрированности, Q — количество параметров сезонного скользящего среднего. Определение параметров модели ARIMA может быть осуществлено как автоматически, так и вручную.

Рассмотрим кратко особенности алгоритмов X-12ARIMA и TRAMO/SEATS. Метод X-12ARIMA является итеративной процедурой. Сначала определяется тренд и цикл в первом приближении. Затем из фактических данных исключается тренд и цикл. На основе полученных данных с исключенным трендом и циклом рассчитывается сезонный компонент для каждого периода при помощи фильтров скользящего среднего. После чего определяется случайный компонент путем исключения сезонного компонента из данных с исключенным трендом и циклом. Случайный компонент используется для определения экстремальных значений (выбросов). В результате рассчитываются предварительные сезонно скорректированные данные посредством деления наблюдений временного ряда на сезонный компонент, скорректированный на экстремальные значения. В рамках X-12ARIMA указанная процедура многократно повторяется, пока не будет получено окончательное разложение фактического временного ряда на его ненаблюдаемые компоненты.

Метод TRAMO/SEATS состоит из двух последовательных процедур. Программа TRAMO (регрессия для временного ряда с ошибками ARIMA, пропущенными наблюдениями и выбросами) обеспечивает автоматическое моделирование ARIMA. Затем на втором этапе программа SEATS (выделение сигнала во временных рядах ARIMA) осуществляет разложение фактического временного ряда на ненаблюдаемые компоненты, используя технику выделения сигнала на основе ARIMA модели.

Программное обеспечение X-13ARIMA-SEATS позволяет осуществить диагностику полученных моделей корректировки на сезонность, используя общие критерии для оценки качества моделей. В частности, используются тесты на наличие в исследуемых рядах сезонности, отсутствие остаточной сезонности в рядах, скорректированных на сезонность, на отсутствие аномалий в распределении остатков ARIMA модели, стабильность процедуры корректировки на сезонность. В конечном счете, выбирается модель, имеющая наилучшие диагностические характеристики.

В заключении отметим, что корректировка на сезонность с использованием X-13ARIMA-SEATS может быть осуществлена при помощи различных программ продуктов. Например, программа X-13ARIMA-SEATS включена в последнюю версию эконометрического пакета Eviews (версия 8)⁶. Помимо оригинальной программы Бюро переписи США, аналогичный подход реализуется в тестовой версии программы Евростата JDemetra+⁷. Все указанные программы позволяют получить практически идентичные результаты корректировки на сезонность. Мы использовали наряду с оригинальным программным обеспечением X-13ARIMA-SEATS также Eviews 8 и JDemetra+ в качестве дополнительного инструмента выбора моделей и анализа их качества.

³ См. <http://www.census.gov/srd/www/x12a>.

⁴ См. <http://www.bde.es/webbde/en/secciones/servicio/software/econom.html>.

⁵ См. <http://www.census.gov/srd/www/x13as>.

⁶ См. http://www.eviews.com/EViews8/ev8ecx13_n.html.

⁷ См. <http://www.cros-portal.eu/content/jdemetra>.

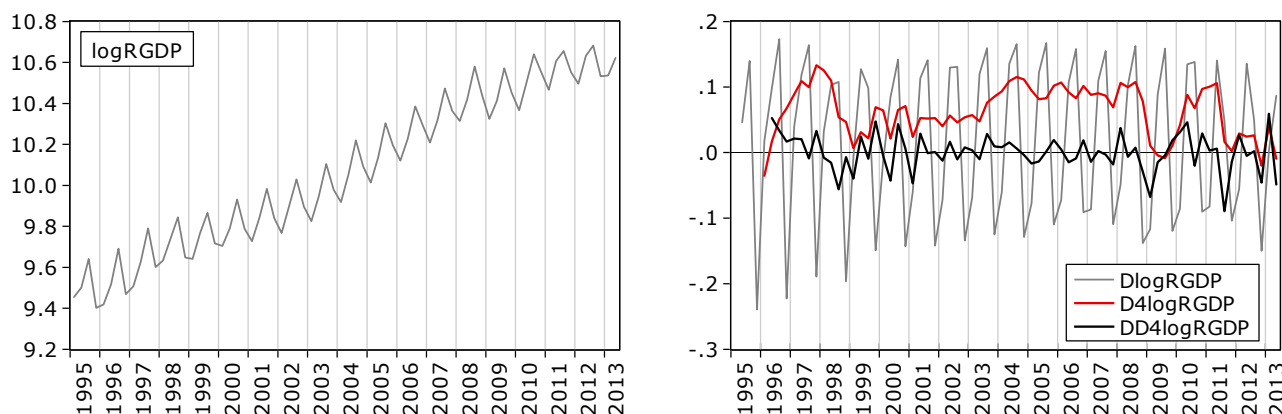
3. Корректировка на сезонность белорусского реального ВВП в условиях возможной контаминации данных

3.1. Используемые данные и их характеристики

В качестве исходных данных в данной работе использовался временной ряд реального ВВП в ценах (среднегодových) 2009 г. за период 1995Q1–2013Q2⁸. Мы выбрали максимально длинный временной ряд, поскольку такие данные часто используются при эконометрическом моделировании и прогнозировании белорусской экономики. Применение статистических методов корректировки на сезонность предполагает достаточно длинные временные ряды (7-10 лет и более), однако использование максимально длинного временного ряда не всегда бывает целесообразно из-за изменения методологии и сопоставимости данных, существенных структурных сдвигов, изменяющих режимы функционирования экономики и т.д. Поэтому дополнительно к исходному ряду за 1995Q1–2013Q2 (74 квартала) рассматривался и более короткий ряд, начинающийся с 2002Q1 г. (46 кварталов).

Следует отметить, что официальная статистика не представляет данных о реальном ВВП в ценах (среднегодových) 2009 г. за указанный период. Поэтому данные о реальном ВВП за ряд лет в ценах 1995 г., 2000 г. и 2005 г. пересчитывались в цены 2009 г. посредством поквартальных темпов роста реального ВВП. Мы понимаем некоторую условность такого подхода, однако, такие данные, на наш взгляд, вполне корректно отражают динамику и сезонные паттерны реального ВВП за рассматриваемый период.

Рис. 1. Динамические характеристики реального ВВП



Примечание. $\log RGDP$ — логарифм реального ВВП; $\Delta \log RGDP = \log RGDP_t - \log RGDP_{t-1}$; $\Delta_4 \log RGDP = \log RGDP_t - \log RGDP_{t-4}$; $\Delta \Delta_4 \log RGDP = \Delta_4 \log RGDP_t - \Delta_4 \log RGDP_{t-1}$; D — оператор разности.

Источник: собственные расчеты на основе данных Белстата.

Для получения качественных данных, скорректированных на сезонность, необходимо правильно определить вид модели $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$. В частности, большое значение имеет определение порядка интегрированности данных, поскольку статистические методы разложения временного ряда на ненаблюдаемые компоненты работают только со стационарными рядами. При логарифмическом представлении данных, если нестационарная переменная становится стационарной в результате применения метода первых разностей, то она является интегрированной с порядком интегрированности, равным 1, или $I(1)$. В этом случае принято считать, что исходный ряд данных содержит единичный корень. Соответственно, стационарные первые разности переменной будут иметь нулевой порядок интегрированности — $I(0)$. Указанные характеристики временных рядов могут быть проверены при помощи соответствующих эконометрических тестов. В случае сезонных данных проблема усложняется, поскольку данные могут содержать как обычный единичный корень, так и сезонные единичные корни, что требует использования сезонных разностей. Иными словами, в рамках корректировки на сезонность при использовании модели $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$ возникает вопрос, достаточно ли использования сезонных разностей, чтобы исходный ряд стал стационарной величиной, или же дополнительно требуется применение еще и обычных разностей.

⁸ Исходные данные, используемые в данной работе, представлены в Приложении А, табл. А1.

В рамках метода X-13ARIMA-SEATS выбор величины d и D может быть осуществлен автоматически. Однако порядок интегрированности данных, определенный в автоматическом режиме, иногда не согласуется с реальными динамическими характеристиками исследуемых временных рядов.

Таблица 1. HEGY-тест на сезонный единичный корень

Переменная	Спецификация теста		H_0	Тест	Значение теста	Критические значения	
	Детерминистические члены	Количество лагов				5%	1%
Log RGDP	Константа, тренд, сезонные фиктивные переменные	1	$H_0: \pi_1 = 0$	t_{π_1}	-1.47	-3.96	-3.39
			$H_0: \pi_2 = 0$	t_{π_2}	-2.19	-3.41	-2.82
			$H_0: \pi_2 = \pi_3 = 0$	F_{34}	1.93	8.76	6.55
	Константа, тренд	1	$H_0: \pi_1 = 0$	t_{π_1}	-1.46	-3.98	-3.40
$H_0: \pi_2 = 0$			t_{π_2}	-2.03	-2.53	-1.93	
$H_0: \pi_2 = \pi_3 = 0$			F_{34}	0.54	4.76	3.05	
Константа, сезонные фиктивные переменные	1	$H_0: \pi_1 = 0$	t_{π_1}	-1.64	-3.41	-2.84	
		$H_0: \pi_2 = 0$	t_{π_2}	-2.18	-3.41	-2.83	
		$H_0: \pi_2 = \pi_3 = 0$	F_{34}	1.91	8.79	6.57	
Константа	1	$H_0: \pi_1 = 0$	t_{π_1}	-1.82	-3.42	-2.85	
		$H_0: \pi_2 = 0$	t_{π_2}	-2.02	-2.53	-1.93	
		$H_0: \pi_2 = \pi_3 = 0$	F_{34}	0.57	4.83	3.08	
$\Delta_4 \text{Log RGDP}$	Константа, сезонные фиктивные переменные	0	$H_0: \pi_1 = 0$	t_{π_1}	-3.04	-3.41	-2.84
			$H_0: \pi_2 = 0$	t_{π_2}	-3.76	-3.41	-2.83
			$H_0: \pi_2 = \pi_3 = 0$	F_{34}	35.71	8.79	6.57
Константа	0	$H_0: \pi_1 = 0$	t_{π_1}	-3.08	-3.42	-2.85	
		$H_0: \pi_2 = 0$	t_{π_2}	-3.74	-2.53	-1.93	
		$H_0: \pi_2 = \pi_3 = 0$	F_{34}	38.21	4.83	3.08	

Примечание. При осуществлении HEGY-теста на сезонный единичный корень использовалась следующая регрессия:

$$\Delta_4 y_t = \pi_1 z_{1,t-1} + \pi_2 z_{2,t-1} + \pi_3 z_{3,t-1} + \pi_4 z_{3,t-2} + \sum_{j=1}^{p-4} \alpha_j \Delta_4 y_{t-j} + \epsilon_t,$$

где $\Delta_4 y_t = (1 - L^4)y_t = y_t - y_{t-4}$; $z_{1,t} = (1 + L + L^2 + L^3)y_t$; $z_{2,t} = (-1 + L + L^2 + L^3)y_t$; $z_{3,t} = -(1 - L^2)y_t$; L — оператор лага; ϵ_t — остатки. Число лагов в сезонных разностях определялось таким образом, чтобы устранить автокорреляцию остатков. Нулевые гипотезы $H_0: \pi_1 = 0$, $H_0: \pi_2 = 0$ и $H_0: \pi_2 = \pi_3 = 0$ относятся к обычному, полугодовому и годовому тесту на единичный корень, соответственно. Указанная выше регрессия оценивается при помощи МНК, гипотезы проверяются при помощи соответствующего t -теста для первых двух гипотез и (t_{π_1} , t_{π_2}) и F -теста для третьей (F_{34}). Критические значения представлены в Franses, Hobbijn (1997). Для расчетов использовался эконометрический пакет JMulti⁹. Серым цветом отмечено отвержение нулевых гипотез.

Источник: собственные расчеты.

На рис. 1 представлены различные аспекты динамики реального ВВП в Беларуси за период 1995Q1–2013Q2. Временной ряд фактических данных выражен в натуральных логарифмах. Это удобная форма представления данных при тестировании на единичный корень, поскольку первые логарифмические разности являются аппроксимациями поквартальных темпов прироста реального ВВП, а четвертые логарифмические разности — его темпов прироста к соответствующему кварталу предыдущего года. Как видно из рис. 1, реальный ВВП (logRGDP) имеет возрастающий тренд и ярко выраженную сезонность. Его первые разности (DlogRGDP) также отражают сезонные колебания, за которыми скрывается истинная динамика. Сезонные разности реального ВВП (D4logRGDP) элиминируют сезонность и дают определенное представление о динамике показателя.

⁹ См. <http://www.jmulti.com>.

Однако визуально данный ряд не является стационарным. Возможно, для получения стационарного ряда необходимо дополнительно взять первые разности от сезонных разностей. Ряд $DD4\log\text{RGDP}$ колеблется вокруг нулевого среднего и визуально выглядит стационарным. Поскольку временной ряд реального ВВП может содержать как сезонные, так и обычные единичные корни, был использован HEGY-тест на сезонный единичный корень (Hylleberg, et al. (1990)). Этот тест позволяет определить наличие (отсутствие) в исследуемых данных обычного единичного корня, а также сезонных единичных корней на полугодовой и годовой частоте. Он применялся как для логарифмического уровня реального ВВП, так и для его сезонных разностей. Нулевая гипотеза о единичном корне отвергается, если фактическое значение тестов превышает их критические значения на определенном уровне значимости (5% или 1%).

Как следует из табл. 1, гипотеза об обычном единичном корне и сезонных единичных корнях не отвергается ни для одной из рассмотренных спецификаций теста. Следовательно, временной ряд реального ВВП является нестационарной величиной, имеющей как обычный, так сезонные (полугодовые и годовые) единичные корни. Использование сезонных разностей устраняет сезонность и соответственно сезонные единичные корни. При этом гипотеза об обычном единичном корне отвергается на 5% уровне значимости, но не отвергается на 1% уровне. Как видно из рис. 1, в динамике сезонных разностей наблюдается изменения среднего уровня. Поэтому в дополнение к HEGY-тесту был использован ADF_{GLS} -тест (Elliot, et al. (1996)), где из анализируемых данных при помощи обобщенного метода наименьших квадратов устраняется средний уровень, после чего они используются для тестирования на единичный корень. Полученные результаты говорят в пользу того, что сезонные разности не являются стационарной величиной (значение ADF_{GLS} -теста равно -1.76 при критических значениях, равных -1.95 и -2.60 для 5% и 1% уровня значимости, соответственно).

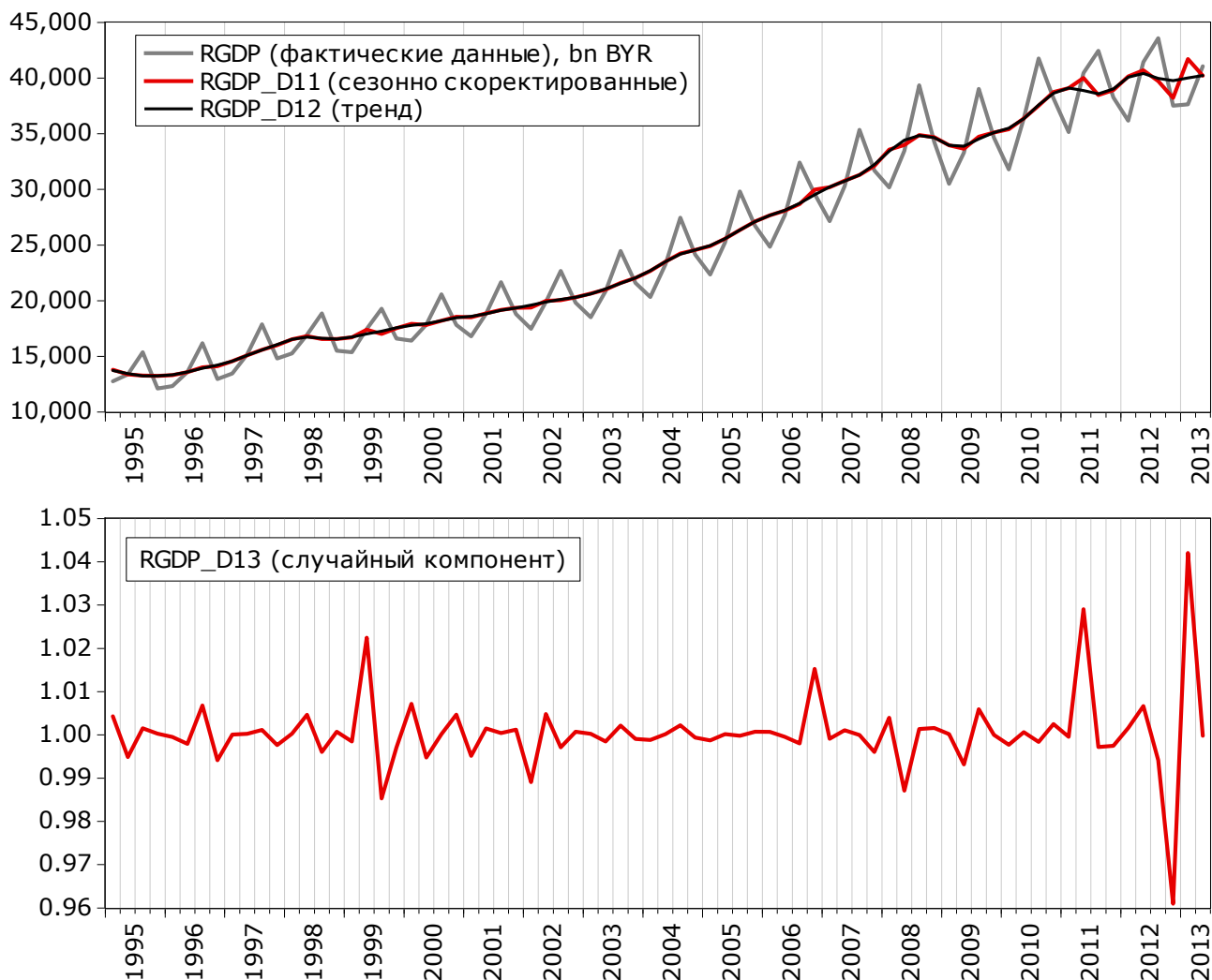
Таким образом, визуальное представление данных и формальный эконометрический анализ позволяет сделать вывод, что временной ряд реального ВВП является нестационарным и содержит обычный и сезонные единичные корни. Сезонные разности, скорее всего, не делают временной ряд стационарным. Для обеспечения стационарности необходимо также использовать обычные разности. Исходя из полученных результатов, в дальнейшем при осуществлении корректировки на сезонность мы будем применять как автоматический выбор модели $ARIMA(p, d, q)(P, D, Q)$, так и полуавтоматический выбор с фиксацией параметров $d = 1$ и $D = 1$.

3.2. Почему скорректированный на сезонность темп роста ВВП невероятно высок в первом квартале 2013 г.?

Как уже отмечалось ранее, использование стандартных методов корректировки на сезонность показывает в первом квартале 2013 г. темп прироста реального ВВП в годовом исчислении, равный 37%. Если использовать данные за 1995Q1–2013Q1, то такой результат с точностью воспроизводится при использовании сезонного фильтра X-11 без модели ARIMA. Добавление предварительных данных за 2013Q2 лишь увеличивает темп прироста реального ВВП в первом квартале. Рассмотрим данную проблему более подробно. На рис. 2 представлены результаты разложения временного ряда реального ВВП за период 1995Q1–2013Q2 при помощи фильтра X-11 на ненаблюдаемые компоненты с последующей корректировкой на сезонность. На графике даны стандартные обозначения переменных (D11, D12, D13), используемые в программном обеспечении X-13ARIMA-SEATS и аналогичных программах для сезонной корректировки.

Согласно полученным результатам, темп роста реального ВВП в первом квартале 2013 г. составил 1.091 или 9.1%, а в годовом исчислении 1.418 или 41.8%, соответственно. Если обратить внимание на график фактического реального ВВП, то несложно заметить, что в 2012Q4 и 2013Q1 происходит неожиданное краткосрочное изменение сложившегося за много лет сезонного паттерна. Именно это изменение оказывает негативное влияние на качество корректировки на сезонность в текущем периоде. Теперь рассмотрим поведение случайного компонента. Как видим, он демонстрирует чрезвычайно большие отклонения от своего среднего уровня, равного единице (0.961 в 2012Q4 и 1.042 в 2013Q1.).

Рис. 2. Разложение реального ВВП при помощи сезонного фильтра X-11



Источник: собственные расчеты.

На графике случайного компонента имеются несколько других значительных выбросов, однако указанные являются наибольшими и находятся в самом конце временного ряда, что оказывает, исходя из (5а), очень сильное влияние на результаты сезонного сглаживания. Поскольку тренд, согласно (6), не испытывает влияния случайной компоненты, то в данном случае он более точно отражает динамику реального ВВП (1.007 или 0.7%, а в годовом исчислении 1.028 или 2.8%, соответственно).

Таким образом, нехарактерные для исторически сложившегося сезонного паттерна данные за 2012Q4 и 2013Q1. являются причиной артефакта в корректировке на сезонность реального ВВП в конце временного ряда. При использовании темпов роста в годовом исчислении проблема будет многократно усиливаться согласно выражению (5б).

Поскольку у нас нет удовлетворительного объяснения сложившейся ситуации с фактическими данными, то в контексте процедуры сезонного сглаживания, мы будем рассматривать ее как следствие контаминации данных, и рассмотрим далее возможное решение этой проблемы.

3.3. Идентификация контаминированных наблюдений и корректировка сезонно сглаженных данных

В общем случае выбросы, отраженные в случайном компоненте, характеризуют экстраординарные события и, если они имеют соответствующую экономическую интерпретацию, должны быть учтены в данных, скорректированных на сезонность. В случае контаминации данных нам предстоит решить обратную задачу — определить нетипичные наблюдения и исключить их влияние на результаты сезонного сглаживания.

Следует отметить, что в рамках процедуры X-11 и X-12ARIMA, наряду с определением сезонного компонента, тренда, случайного компонента и непосредственно сезонно сглаженных данных, рассчитывается ряд вспомогательных данных. Особый интерес в данном случае представляет таблица C17, которая показывает итоговые веса для случайной компоненты. Нормальным наблюдениям присваивается вес, равный 100, а всевозможным выбросам — значения менее 100, вплоть до 0 для самых существенных экстремальных значений. Из таблицы C17 следует, что в анализируемых данных насчитывается одиннадцать таких выбросов; шести выбросам присваивается нулевой вес. Результаты таблицы C17 используются в другой вспомогательной таблице E2, которая включает в себя модифицированные сезонно скорректированные данные¹⁰. Эти данные представляют собой сезонно сглаженный временной ряд (D11), в котором значения ряда, имеющие веса случайной компоненты в таблице C17, равные нулю, заменены на соответствующие значения тренда (D12). Результаты таблицы C17 показывают, что итоговые веса для случайной компоненты в 2012Q4 и 2013Q1 равны нулю, т.е. являются существенными выбросами. Более ранние выбросы не оказывают большого влияния на результаты корректировки на сезонность в текущем периоде.

Указанный метод определения выбросов может быть использован только в рамках метода X-12ARIMA. Для решения проблемы с контаминированными данными нужен более общий подход, который бы корреспондировался с данными таблицы C17 при осуществлении сезонного сглаживания при помощи X-12ARIMA и в то же время был бы применим для анализа случайной компоненты на экстремальные значения при применении метода корректировки на сезонность TRAMO/SEATS.

Для этой цели мы предлагаем использовать метод сатурации импульсными индикаторными переменными, который позволяет определять структурные сдвиги, выбросы и контаминированные данные. Теория метода сатурации импульсными индикаторными переменными представлена в работах Hendry, et al. (2008) и Johansen, Nielsen (2009). Данный метод относится к робастным статистическим методам, который элиминирует возможные контаминации данных и одновременно решает проблему так называемых «тяжелых хвостов» в распределении посредством устранения экстремальных наблюдений. Некоторые практические аспекты применения метода сатурации импульсными индикаторными переменными рассмотрены в Hendry, Mizon (2011) и Castle, et al. (2012).

Суть данного метода применительно к нашей задаче заключается в следующем. Для случайного компонента (I_t), полученного в результате декомпозиции временного ряда, строится регрессия следующего вида:

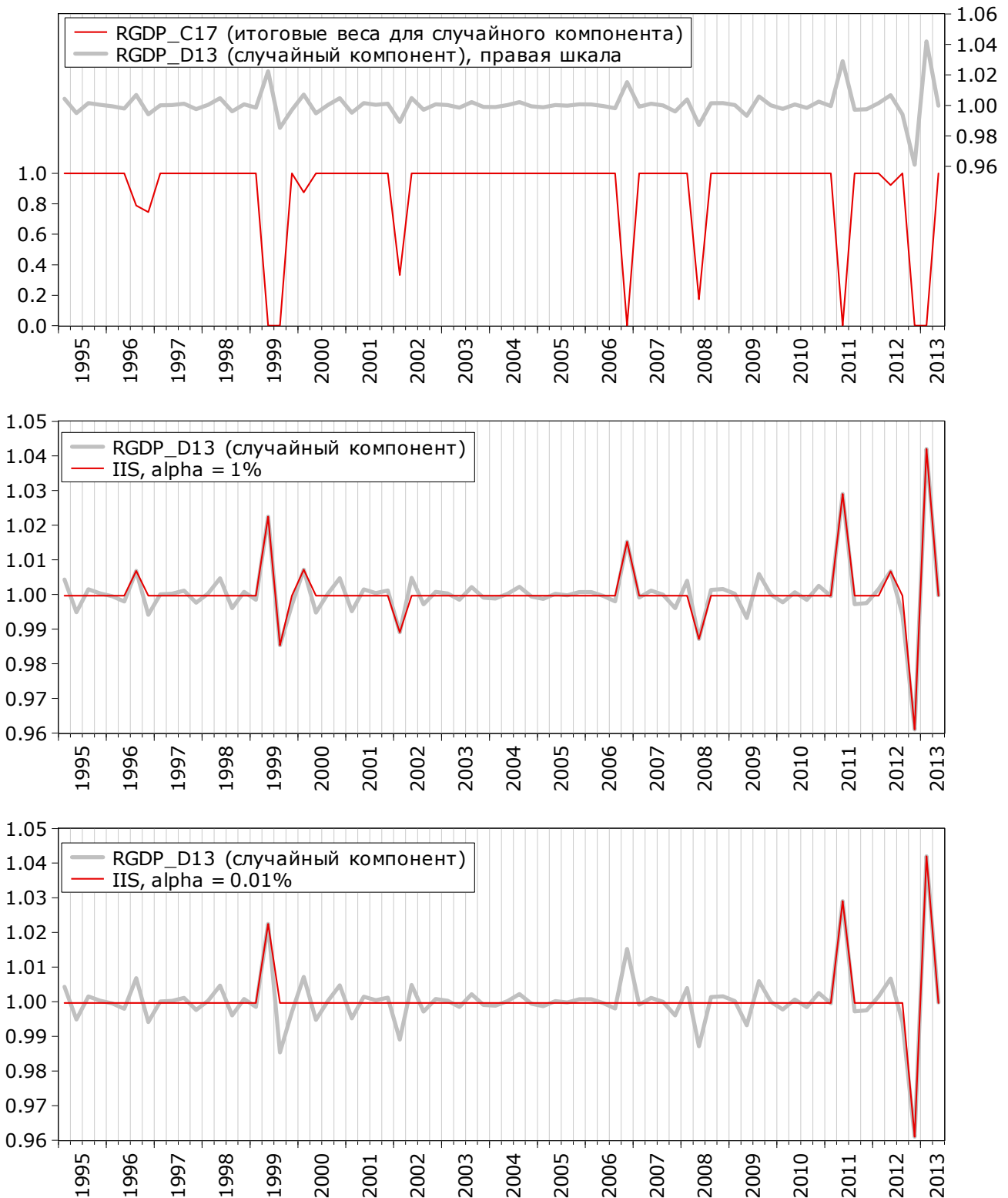
$$I_t = \mu + \sum_{s=1}^T \delta_s D_{s,t} + \epsilon_t, \quad (7)$$

где μ — константа; $D_{s,t}$ — импульсная индикаторная переменная, равная 1 для периода s , и 0 для всех остальных периодов; δ_s — коэффициент при импульсной индикаторной переменной; остатки регрессии — $\epsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$; $t = 1, \dots, T$.

Как следует из (7), для каждого наблюдения выборки создается импульсная индикаторная переменная, которая принимает значения, равные 1, для отдельно взятого периода времени, и значения, равные нулю, для всех остальных периодов. Поскольку количество таких импульсных индикаторных переменных равно количеству наблюдений в выборке плюс константа, то включение их всех в модель не представляется возможным, так как число переменных (индикаторные переменные плюс константа) превышает число наблюдений. Однако они могут быть включены в модель в виде отдельных блоков. Алгоритм *Autometrics* (Doornik (2009)), используемый в эконометрической программе *OxMetrics* осуществляет оптимальное разбиение выборки на любое количество блоков в процессе выбора окончательной модели и позволяет определить статистически значимые импульсные индикаторные переменные на заданном уровне значимости. Применение метода сатурации импульсными индикаторными переменными для анализа динамики случайной компоненты, полученной в результате декомпозиции временного ряда, позволяет обнаружить и устранить неблагоприятное влияние контаминированных данных.

¹⁰ Соответствующие таблицы, полученные в результате использования сезонного фильтра X-11, представлены в Приложении D.

Рис. 3. Определение контаминированных наблюдений в динамике реального ВВП



Примечание. Красная линия на первом графике показывает отклонения итоговых весов для случайного компонента от нормальных наблюдений (вес равен 1); любые отклонения от 1 означают экстремальное наблюдение; наиболее существенные экстремальные значения имеют вес, равный 0. Красные линии на втором и третьем графиках демонстрируют экстремальные значения как отклонения от среднего, равного 1. Alpha = 1% и 0.01% представляют собой уровни значимости для метода сатурации импульсными индикаторными переменными (IIS).

Источник: собственные расчеты.

Результаты применения метода импульсной сатурации индикаторными переменными для определения экстремальных значений на основе регрессии (7) представлены на рис. 3 в графическом виде¹¹. Модель оценивалась при различных уровнях значимости ($\alpha = 1\%$ и $\alpha = 0.01\%$). Чем строже уровень значимости, тем ниже вероятность того, что в качестве экстремального значения будет выбрано наблюдение, которое таковым не является. Экстремальные значения на графике видны как отклонения от среднего уровня, равного 1. Кроме того, на рис. 3 для сравнения представлены данные таблицы С17, показывающей итоговые веса для случайной компоненты. В данном случае на графике экстремальные значения представлены как отклонения от 1 до 0.

Метод сатурации индикаторными переменными при $\alpha = 1\%$ обнаружил 11 экстремальных наблюдений, за весь рассматриваемый период, состоящий из 74 кварталов. Наиболее существенные выбросы наблюдаются в самом конце временного ряда и соответствуют 2012Q4 и 2013Q1¹². Использование крайне строгого уровня значимости при $\alpha = 0.01\%$ обнаруживает в результате только 4 выброса, однако указанные ранее экстремальные значения остаются. Важно отметить, что представленные на первом графике рис. 3 итоговые веса для случайной компоненты, в целом совпадают с результатами метода сатурации импульсными индикаторными переменными при $\alpha = 1\%$. В то же время количество наблюдений, которые получили нулевые веса (наибольшие экстремальные значения), почти совпадает с рассматриваемым методом при более строгом уровне значимости.

Полученные результаты показывают, что метод сатурации импульсными индикаторными переменными позволяет весьма эффективно анализировать поведение случайной компоненты и определять экстремальные значения, которые могут быть следствием контаминации данных. Данный метод не противоречит результатам таблицы С17 из X-12ARIMA и в то же время может быть применен для решения аналогичной задачи при использовании TRAMO/SEATS. Кроме того, метод сатурации импульсными индикаторными переменными дает эконометрическое подтверждение нашей гипотезе о контаминации данных в 2012Q4 и 2013Q1, нарушающей исторически сложившийся сезонный паттерн.

Поскольку экстремальные значения, находящиеся на существенном удалении от текущего периода, не оказывают существенного влияния на результаты сезонного сглаживания, то принимать во внимание следует только наиболее поздние выбросы. В данном случае это значения для 2012Q4, 2013Q1 и, возможно, для 2011Q2. Имея такую информацию, мы можем заменить экстремальные значения случайной компоненты константой μ из регрессии (7), которая практически равна единице ($I_{t=iis}^{\mu}$). Тогда, исходя из (5а), сезонно сглаженные данные для контаминированных наблюдений ($Y_{t=iis}^{sa}$) будут равны величине тренда для соответствующего наблюдения.

$$Y_{t=iis}^{sa} = T_{t=iis} \cdot I_{t=iis}^{\mu} = T_{t=iis}, \quad (8)$$

где $t = iis$ — наблюдение временного ряда, определенное методом сатурации импульсными индикаторными переменными как экстремальное значение.

Следует отметить, что в дальнейшем (через 2–3 года) влияние контаминированных наблюдений для 2012Q4 и 2013Q1 на сезонное сглаживание будет уменьшаться, однако в 2013 году данная проблема будет ощущаться в каждом квартале.

¹¹ Здесь и на последующих рисунках буквы D и S означают, что компонент декомпозиции временного ряда получен на основе метода X-12ARIMA и TRAMO/SEATS, соответственно. Мы использовали стандартные обозначения компонентов, применяемые в программном обеспечении для корректировки на сезонность.

¹² Это визуально заметно на втором и третьем графиках рис.3. Графики являются наглядным представлением результатов регрессии (7), которые в целях экономии места в работе не приводятся и могут быть предоставлены автором. Отметим, что наибольшие выбросы имеют самые большие в абсолютном значении коэффициенты при соответствующих импульсных индикаторных переменных и наибольшие t -статистики.

4. Выбор метода корректировки на сезонность белорусского реального ВВП

4.1. X-12ARIMA или TRAMO/SEATS?

В предыдущем разделе были показаны результаты корректировки на сезонность при помощи сезонного фильтра X-11, которые без выявления и принятия во внимание контаминированных наблюдений приводят к некорректным результатам. Использование модели ARIMA(p, d, q)(P, D, Q) может существенно улучшить результаты сезонного сглаживания. Как уже отмечалось ранее, возможно использование двух конкурирующих подходов — X-12ARIMA и TRAMO/SEATS, сравнительный анализ которых может быть осуществлен в рамках программного обеспечения X-13ARIMA-SEATS.

Сначала осуществлялось моделирование посредством X-12ARIMA и TRAMO/SEATS в автоматическом режиме. Использовались стандартные спецификации RSA4c в первом случае и RSA4 во втором. Эти спецификации предполагают автоматическое тестирование модели на логарифмическую трансформацию данных (выбор мультипликативной формы декомпозиции временного ряда), определение наличия эффекта рабочих дней и Пасхи, автоматическое нахождение выбросов (аддитивные выбросы, сдвиги уровня ряда и краткосрочные изменения) и автоматический выбор модели ARIMA(p, d, q)(P, D, Q). Затем осуществлялось тестирование полученных моделей при помощи стандартного набора тестов¹³. Автоматический выбор в X-13ARIMA-SEATS производится при помощи процедуры, сходной с методом TRAMO, и дает в итоге спецификацию ARIMA(1, 0, 0)(0, 1, 0). В целом такая спецификация как для X-12ARIMA, так и TRAMO/SEATS имеют удовлетворительную диагностику. Однако в обоих случаях распределение остатков моделей не является нормальным (гипотеза о нормальности отклоняется на 1% уровне значимости за счет существенной асимметрии в распределении остатков). Мы полагаем, что данная аномалия является достаточно серьезной, и требуется более подходящая спецификация модели ARIMA.

Полученная в автоматическом режиме спецификация ARIMA предполагает, что сезонные различия обеспечивают стационарность исследуемого ряда. Однако результаты тестов на единичный корень показали, что временной ряд реального ВВП, возможно, становится стационарным только после применения как сезонных, так и обычных разностей. Поэтому на следующем этапе мы зафиксировали значения d и D, приняв предположение, что временной ряд имеет как сезонные единичные корни, так и обычный единичный корень. После этого процедура автоматического выбора модели была повторена. В результате была получена спецификация ARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 0). Это позволило в значительной степени решить проблему асимметричности распределения остатков (гипотеза о нормальности в данном случае не отклоняется на 5% уровне значимости, а показатель асимметрии остатков имеет пороговое значение, близкое к 5% уровню).

Поскольку в нашем случае в основе X-12ARIMA и TRAMO/SEATS лежит одна и та же спецификация модели ARIMA¹⁴, сравнительные диагностические характеристики обоих подходов в целом будут сходными. В этом случае выбор метода сезонного сглаживания реального ВВП был обусловлен следующими обстоятельствами. Во-первых, оценивалось стабильность корректировки на сезонность при помощи показателей характеризующих историю пересмотра сезонно скорректированных данных по мере добавления новых наблюдений. При этом, чем меньше пересматриваются данные, тем стабильнее используемая модель. Во-вторых, сравнивались случайные компоненты для двух конкурирующих подходов. Здесь предпочтение отдавалось модели, случайная компонента которой имеет наименьшее количество выбросов, требующих корректировки при помощи метода импульсной сатурации индикаторными переменными. В-третьих, сравнивались результаты корректировки на сезонность для проблемных кварталов, в частности, для 2013Q1. В результате предпочтение отдавалось модели, которая без учета контаминированных наблюдений давала более релевантные результаты.

С точки зрения стабильности модели, предпочтение было отдано методу TRAMO/SEATS. Показатели среднего абсолютного пересмотра данных, скорректированных на сезонность,

¹³ Более подробно об этом см. в X-13ARIMA-SEATS (2013) и Grudkowska (2012).

¹⁴ Коды спецификаций моделей для X-13ARIMA-SEATS представлены в Приложении В, табл. В1. Поскольку в Приложении А, табл. А1 приведены фактические данные, это дает возможность воспроизведения результатов, полученных в данной работе.

а также тренда для TRAMO/SEATS оказались более низкими, чем для X-12ARIMA (см. Приложение С, табл. С1 и С2)¹⁵.

Случайные компоненты для двух рассматриваемых подходов представлены на рис. 4, из которого следует, что волатильность случайного компонента для метода X-12ARIMA выше, чем для TRAMO/SEATS. В первом случае имеется несколько очень больших выбросов, в то время как во втором визуально наблюдается относительная однородность случайного компонента. Применение метода сатурации импульсными индикаторными переменными на 1% уровне значимости показывает всего четыре экстремальных значения для метода TRAMO/SEATS. В случайном компоненте, полученном при помощи X-12ARIMA, обнаруживается тринадцать экстремальных значений. Следовательно, анализ случайных компонент также говорит в пользу использования метода TRAMO/SEATS.

При использовании метода X-12ARIMA темп роста реального ВВП, скорректированный на сезонность, в первом квартале 2013 г. составил 1.060 или 6.0%, а в годовом исчислении 1.263 или 26.3%, соответственно. Это существенно меньше, чем при применении сезонного фильтра X-11, но все-таки никак не соответствует реальному положению дел в экономике страны. Метод TRAMO/SEATS даже без учета контаминации данных дает более адекватные результаты: 1.016 или 1.6%, а в годовом исчислении 1.063 или 6.3%, соответственно. Таким образом, сказанное выше говорит о том, метод корректировки на сезонность TRAMO/SEATS в настоящее время является наиболее оптимальным как точки зрения общей диагностики модели, так и для использования при наличии экстремальных значений в случайном компоненте и решения проблемы контаминации данных в конце рассматриваемого периода.

Рис. 4. Случайные компоненты для X-12ARIMA и TRAMO/SEATS



Источник: собственные расчеты.

4.2. Результаты корректировки на сезонность белорусского реального ВВП

Как показывают результаты предыдущего анализа, для корректировки на сезонность реального ВВП в Беларуси следует использовать метод TRAMO/SEATS при спецификации ARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 0). Данная модель имеет хорошие диагностические качества. Следует также отметить, что в процессе автоматического отбора модели не было обнаружено выбросов и других календарных эффектов, непосредственно не связанных с сезонной вариацией. Использование метода сатурации импульсными индикаторными переменными показывает наличие четырех экстремальных значений, одно из которых приходится на 2013Q1. Согласно предложенному подходу, сезонно сглаженные наблюдения для контаминированных данных заменялись соответствующими значениями тренда. На основе полученных данных рассчитывались темпы роста и прироста реального ВВП к предыдущему кварталу и в годовом исчислении на основе (3), (4) и (8). В табл. 2 представлены результаты корректировки на сезонность для периода 2009Q1–2013Q2. Для сравнения показаны темпы прироста реального ВВП, скорректированного на сезонность как без учета конта-

¹⁵ Данные тесты в Приложении С, табл. С1 и С2 выделены серым цветом.

минированных наблюдений, так и с соответствующей корректировкой. Различающиеся результаты выделены жирным шрифтом.

Полученные темпы прироста для 2013Q1 радикально отличаются от тех, что были представлены в публикациях Национального банка и МВФ. Так, без учета контаминации данных темп прироста реального ВВП в 2013Q1 составил 1.55% и 6.44%. Ситуация еще более существенно изменяется, если внести поправку на экстремальное наблюдение в 2013Q1. В этом случае темп прироста составляет 0.79% и 3.21% в годовом исчислении. Темп прироста реального ВВП во втором квартале 2013 г. по нашим оценкам составляет –0.51% и –2.01% в годовом исчислении¹⁶. На наш взгляд, полученные результаты вполне корректно отражают сложившуюся экономическую ситуацию, а предложенный подход достаточно эффективно позволяет решить проблему сезонного сглаживания реального ВВП в условиях контаминации данных.

Таблица 2. Сезонно скорректированные темпы прироста реального ВВП, % (1995Q1–2013Q2)

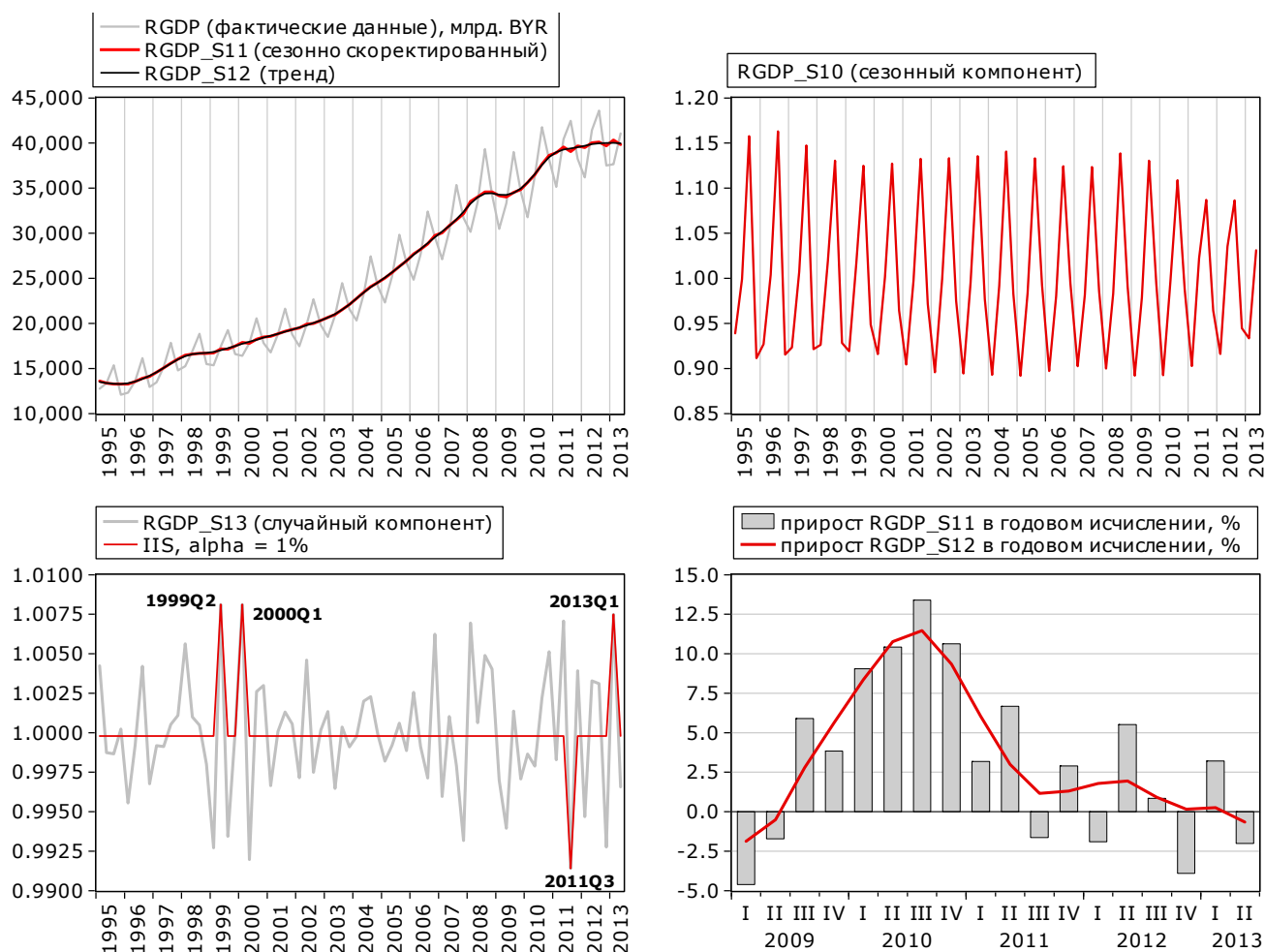
Год/квартал	ARIMA (0, 1, 1)(0, 1, 0) без корректировки		ARIMA (0, 1, 1)(0, 1, 0) с корректировкой	
	квартал к кварталу	в годовом исчислении	квартал к кварталу	в годовом исчислении
2009Q1	-1.17	-4.61	-1.17	-4.61
2009Q2	-0.43	-1.72	-0.43	-1.72
2009Q3	1.44	5.90	1.44	5.90
2009Q4	0.94	3.83	0.94	3.83
2010Q1	2.19	9.05	2.19	9.05
2010Q2	2.51	10.42	2.51	10.42
2010Q3	3.19	13.40	3.19	13.40
2010Q4	2.56	10.62	2.56	10.62
2011Q1	0.78	3.18	0.78	3.18
2011Q2	1.63	6.67	1.63	6.67
2011Q3	-1.27	-4.99	-0.41	-1.65
2011Q4	1.59	6.51	1.59	6.51
2012Q1	-0.48	-1.90	-0.48	-1.90
2012Q2	1.35	5.51	1.35	5.51
2012Q3	0.21	0.84	0.21	0.84
2012Q4	-0.99	-3.92	-0.99	-3.92
2013Q1	1.55	6.34	0.79	3.21
2013Q2	-1.25	-4.89	-0.51	-2.01

Источник: собственные расчеты.

Рис. 5 дает наглядное представление о результатах корректировки на сезонность реального ВВП. На первом графике, наряду с фактическими данными, изображены ряды для сезонного сглаженного ВВП и его тренда без учета контаминации данных. Второй график дает представление о динамике сезонного компонента. На третьем графике представлены результаты использования метода сатурации импульсными индикаторными переменными для выявления контаминированных данных. Как видим, применение данного метода на 1% уровне значимости позволяет определить четыре экстремальных наблюдения и в последующем осуществить необходимую корректировку. Четвертый график показывает темпы прироста реального ВВП в годовом исчислении с корректировкой на экстремальные значения и корреспондируется с соответствующими данными табл. 2. Также на этом графике представлены темпы прироста тренда в годовом исчислении, которые свидетельствуют о замедлении экономической динамики в текущем периоде, что вполне согласуется с полученными темпами прироста, скорректированными на сезонность.

¹⁶ Согласно нашим оценкам, сезонно скорректированные темпы прироста реального ВВП в годовом исчислении за первое полугодие 2013 г. составили 0.56%.

Рис. 5. Корректировка на сезонность реального ВВП при помощи TRAMO/SEATS и поправка на контаминированные данные



Источник: собственные расчеты.

4.3. Имеет ли значение временной период?

До сих пор мы использовали для корректировки на сезонность временной ряд данных за 1995Q1–2013Q2. Максимально длинный ряд имеет большое значение для целей моделирования и прогнозирования. Однако использование максимально длинного временного ряда не всегда может быть оправдано с точки зрения качества сезонного сглаживания. Если имеют место существенные структурные сдвиги в динамике показателя, происходят изменения сезонного паттерна или значительно меняется статистическая методология исчисления показателя, то целесообразным может оказаться использование более коротких временных рядов для получения более качественных результатов корректировки на сезонность.

В качестве проверки устойчивости корректировки на сезонность реального ВВП к длине временного ряда, мы применили метод TRAMO/SEATS к более короткому ряду данных, начинающемуся с 2002Q1. Такой выбор, с одной стороны, является произвольным, но, с другой, он позволяет обеспечить достаточный минимум наблюдений для применения статистических методов сезонного сглаживания. Автоматический выбор модели приводит к такой же спецификации, как и для полной выборки, а именно $ARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 0)$. В целом модель имеет хорошие диагностические характеристики (см. Приложение С, табл. С3). Метод сатурации импульсными индикаторными переменными позволил обнаружить в случайном компоненте два экстремальных значения на 2.5% уровне значимости (2011Q3 и 2013Q1).

Полученные результаты представлены в табл. 3. Сравнение данных табл.2 с результатами табл. 3 показывает, что усечение выборки практически не оказывает влияние на темпы прироста реального ВВП, скорректированные на сезонность. Таким образом, в данном

случае длина анализируемого временного ряда не имеет принципиального значения для результатов сезонного сглаживания. Полученный вывод говорит о возможности использования достаточно длинных временных рядов для реального ВВП с корректировкой на сезонность. Такие ряды важны для анализа долгосрочных тенденций изменения реального ВВП, а также эконометрического моделирования и прогнозирования.

Таблица 3. Сезонно скорректированные темпы прироста реального ВВП, % (усеченная выборка, 2002Q1–2013Q2)

Год/квартал	ARIMA (0, 1, 1)(0, 1, 0) без корректировки		ARIMA (0, 1, 1)(0, 1, 0) с корректировкой	
	квартал к кварталу	в годовом исчислении	квартал к кварталу	в годовом исчислении
2009Q1	-1.18	-4.65	-1.18	-4.65
2009Q2	-0.44	-1.73	-0.44	-1.73
2009Q3	1.44	5.91	1.44	5.91
2009Q4	0.95	3.84	0.95	3.84
2010Q1	2.19	9.04	2.19	9.04
2010Q2	2.51	10.44	2.51	10.44
2010Q3	3.20	13.42	3.20	13.42
2010Q4	2.56	10.63	2.56	10.63
2011Q1	0.79	3.18	0.79	3.18
2011Q2	1.62	6.64	1.62	6.64
2011Q3	-1.27	-5.00	-0.41	-1.64
2011Q4	1.58	6.49	1.58	6.49
2012Q1	-0.47	-1.88	-0.47	-1.88
2012Q2	1.32	5.53	1.32	5.53
2012Q3	0.20	0.80	0.20	0.80
2012Q4	-0.99	-3.90	-0.99	-3.90
2013Q1	1.55	6.36	0.80	3.23
2013Q2	-1.24	-4.86	-0.50	-1.97

Источник: собственные расчеты.

5. Выводы и рекомендации

Корректировка на сезонность является важной статистической процедурой, позволяющей очистить экономические данные от сезонной вариации и показать истинную динамику экономических показателей. От качества корректировки на сезонность зависят конечные результаты и выводы об экономической ситуации, необходимые для принятия управленческих решений.

В данной работе предложен подход, позволяющий осуществлять корректировку на сезонность в условиях, когда отдельные фактические наблюдения являются контаминированными и искажают результаты сезонного сглаживания. Ярким примером такой ситуации является корректировка на сезонность белорусского реального ВВП в первом квартале 2013 г., когда механическое применение стандартных статистических методов приводит к неадекватным результатам.

Предложенный нами подход позволил выявить контаминированные наблюдения и осуществить корректировку на сезонность реального ВВП, элиминируя влияние этих наблюдений. В результате темп прироста реального ВВП в первом квартале 2013 г. составил, по нашим оценкам, 0.79% по сравнению с предыдущим кварталом и 3.2% в годовом исчислении. Это кардинально отличается от результатов, полученных первоначально Национальным банком Республики Беларусь и МВФ. Следует отметить, что данная методология и рекомендации были учтены Национальным банком Республики Беларусь при подготовке уточненных данных о темпах прироста квартального реального ВВП, скорректированного на сезонность, за первое полугодие 2013 г. (НББ (2013а)). Такой подход может быть использован и в других ситуациях, когда корректировка на сезонность в условиях контаминации данных дает результаты, не согласующиеся с реальной экономической ситуацией.

Проведенное исследование позволяет предложить ряд рекомендаций по корректировке на сезонность реального ВВП в Беларуси:

(1) В настоящее время для сезонной корректировки реального ВВП целесообразно использовать метод TRAMO/SEATS в автоматическом режиме. Данный метод позволяет получить модель с хорошими диагностическими характеристиками. Следует также учитывать реальные динамические характеристики данных и их порядок интегрированности. С этой целью на предварительной стадии анализа следует использовать соответствующие эконометрические тесты на единичный корень.

(2) О возможной контаминации данных может свидетельствовать кратковременное изменение сезонного паттерна в динамике реального ВВП, не имеющее явных экономических объяснений. Для выявления экстремальных наблюдений и возможной контаминации данных предлагается анализировать случайную компоненту, полученную в результате декомпозиции временного ряда, при помощи метода сатурации импульсными индикаторными переменными. Данный метод позволяет выявлять аномальные наблюдения с высокой точностью. Для этого может быть использован эконометрический пакет *OxMetrics*.

(3) При расчете темпов роста реального ВВП, скорректированного на сезонность, в условиях контаминации данных выявленные экстремальные наблюдения следует заменить значениями тренда, полученным в результате декомпозиции временного ряда. Это позволяет получить адекватные оценки экономического роста.

(4) Временной период, за который осуществляется корректировка реального ВВП на сезонность, практически не оказывает существенного влияния на результаты сезонного сглаживания. Это позволяет получать качественные временные ряды реального ВВП за достаточно продолжительный период, что имеет большое значение для эконометрического моделирования и прогнозирования.

(5) Следует учитывать, что использования темпов роста реального ВВП с корректировкой на сезонность в годовом исчислении при присутствии контаминированных наблюдений многократно увеличивает ошибку. При возникновении ситуации, аналогичной той, что наблюдалась в первом квартале 2013 г. следует либо на время отказаться от публикации данных, скорректированных на сезонность (предположительно в рамках одного года), либо осуществлять корректировку, предложенную в данной работе.

(6) Наряду с публикацией темпов прироста реального ВВП с корректировкой на сезонность целесообразно давать аналогичные данные о динамике тренда, которые будут показывать среднесрочные тенденции экономического роста.

(7) Крайне желательно, чтобы статистические органы осуществляли корректировку на сезонность основных экономических показателей за достаточно продолжительный период времени. При этом необходимо давать подробную методологию расчетов. Это будет способствовать профессиональному обсуждению полученных результатов, и содействовать повышению качества корректировки на сезонность экономических данных.

Литература

Белстат (2013). Национальные счета Республики Беларусь, *Статистический сборник*, Национальный статистический комитет Республики Беларусь, Минск.

НББ (2013а). Основные тенденции в экономике и денежно-кредитной сфере Республики Беларусь, *Аналитическое обозрение*, Национальный банк Республики Беларусь, январь–июнь 2013 г., Минск.

НББ (2013б). Основные тенденции в экономике и денежно-кредитной сфере Республики Беларусь, *Аналитическое обозрение*, Национальный банк Республики Беларусь, январь–март 2013 г., Минск.

Bell, W.R., Hillmer, S.C. (1984). Issues Involved with the seasonal adjustment of economic time series, *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, 291–320.

Castle, J. L., Doornik, J.A., Hendry, D. F. (2012). Model selection when there are multiple breaks, *Journal of Econometrics*, 169, 239–246.

Doornik, J.A. (2009). Autometrics, J. L. Castle and N. Shephard (eds.), *The Methodology and Practice of Econometrics*, Oxford University Press, Oxford.

- Elliot, G., Rothenberg, T.J., Stock, J.H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root, *Econometrica*, 64, 813–836.
- Eurostat (2009). ESS Guidelines on Seasonal Adjustment, *Eurostat Methodologies and Working Papers*, European Commission.
- Franses, P. H., & Hobijn, B. (1997). Critical Values for Unit Root Tests in Seasonal Time Series, *Journal of Applied Statistics*, 24, 25–48.
- Grudkowska, S. (2012). Demetra+, *User Manual*, National Bank of Poland.
- Hendry, D., Johansen S., and Santos (2008). Automatic Selection of Indicators in a Fully Saturated Regression, *Computational Statistics*, 23, 317–39.
- Hendry, D.F., Mizon, G.E. (2011). Econometric Modelling of Time Series with Outlying observations, *Journal of Time Series Econometrics*, 3:1, Article 6.
- Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J., Yoo. B.S. (1990) Seasonal integration and Cointegration, *Journal of Econometrics*, 44, 215–238.
- IMF (2013). Republic of Belarus: 2013 Article IV Consultation and Fourth Post-Program Monitoring, *IMF Country Report*, 13/159.
- Johansen, S., Nielsen, B. (2009). An Analysis of the Indicator Saturation Estimator as a Robust Regression Estimator, J. L. Castle and N. Shephard (eds.), *The Methodology and Practice of Econometrics*, Oxford University Press, Oxford.
- X-13ARIMA-SEATS (2013). *Reference Manual*, US Census Bureau, Washington, DC.

Приложение А. Фактические данные

Таблица А1. Белорусский реальный ВВП в ценах 2009 г., млрд. BYR

Год	Квартал			
	Q1	Q2	Q3	Q4
1995	12762.25	13365.20	15369.95	12096.60
1996	12317.77	13596.21	16165.89	12939.23
1997	13461.34	15162.01	17864.34	14782.54
1998	15260.05	16921.56	18847.76	15487.84
1999	15366.76	17454.35	19263.59	16597.79
2000	16387.79	17835.02	20555.54	17816.79
2001	16784.24	18799.52	21647.56	18776.55
2002	17468.96	19889.64	22667.81	19816.04
2003	18499.75	20854.99	24456.73	21579.78
2004	20311.08	23258.06	27449.57	24127.57
2005	22329.71	25227.49	29819.61	26721.13
2006	24845.03	27659.51	32403.15	29583.59
2007	27127.81	30270.11	35348.43	31691.81
2008	30170.32	33450.26	39353.92	34272.05
2009	30489.37	33302.60	39020.85	34629.35
2010	31785.76	36373.42	41761.09	38161.01
2011	35139.74	40441.99	42451.29	38257.46
2012	36179.70	41433.90	43576.30	37511.40
2013	37642.80	41057.39		

Source: собственные расчеты на основе данных Белстата.

Приложение В. Спецификации моделей

Таблица В1. Коды спецификации моделей X-13ARIMA-SEATS для корректировки на сезонность реального ВВП

Автоматический режим	Автоматический режим при фиксации d=1 и D=1
<pre> series{ file = "rgdp.txt" period = 4 format = Datevalue } spectrum{ savelog = peaks } transform{ function = auto } regression{ variables = () aictest = (td easter) savelog = aictest } outlier{ types = (AO LS TC) } automdl{ savelog = amd } forecast{ maxlead = 4 print = none } estimate{ print = (roots regcmatrix acm) savelog = (aicc aic bic hq afc) } check{ print = all savelog = (lbq nrm) } seats{ } </pre>	<pre> series{ file = "rgdp.txt" period = 4 format = Datevalue } spectrum{ savelog = peaks } transform{ function = auto } regression{ variables = () aictest = (td easter) savelog = aictest } outlier{ types = (AO LS TC) } automdl{ diff = (1,1) maxorder = (2,1) mixed = yes fcstlim = 15 ljungboxlimit = 0.95 checkmu = yes acceptdefault = no savelog = amd } forecast{ maxlead = 4 print = none } estimate{ print = (roots regcmatrix acm) </pre>

<pre> slidingspans{ savelog = percent additivesa = percent } history{ estimates = (fcst aic sadj sadjchng trend trendchng) savelog = (asa ach atr atc) } </pre>	<pre> savelog = (aicc aic bic hq afc) } check{ print = all savelog = (lbq nrm) } seats{ } slidingspans{ savelog = percent additivesa = percent } history{ estimates = (fcst aic sadj sadjchng trend trendchng) savelog = (asa ach atr atc) } </pre>
---	---

Приложение С. Диагностика моделей

Таблица С1. Диагностика X-12ARIMA

Q-AUTO rgdp ----- X-13ARIMA-SEATS run of rgdp	
Automatic model chosen : (0 1 1)(0 1 0)	
AICtd : none	
AICeaster : rejected	
Average Absolute Percentage Error : within-sample forecasts	
AAPE(Last year) :	2.40
AAPE(Last-1 year) :	9.15
AAPE(Last-2 year) :	1.65
AAPE(Last 3 years):	4.40
AIC :	1101.4286
AICC :	1101.6104
BIC :	1105.8968
Hannan-Quinn :	1103.2013
No significant Ljung-Box Qs	
Skewness coefficient:	-0.6005
Geary's a statistic:	0.7516
Kurtosis:	3.8311
Moving seasonality ratio :	1.540
I/C Ratio :	0.243
Stable Seasonal F, B1 table :	324.681
Stable Seasonal F, D8 table :	365.760
Moving Seasonal F, D8 table :	0.383
Identifiable seasonality :	yes
M01 :	0.024
M02 :	0.023
M03 :	0.000
M04 :	0.650
M05 :	0.200
M06 :	0.984
M07 :	0.106
M08 :	0.506
M09 :	0.280
M10 :	0.647
M11 :	0.604
Q :	0.226
Q2 :	0.254
Percentage of quarters flagged as unstable.	
Seasonal Factors :	0 out of 34 (0.0 %)
Quarter-to-Quarter Changes in SA Series :	1 out of 33 (3.0 %)
Year-to-Year Changes in SA Series :	0 out of 30 (0.0 %)
AveAbsRev of Seasonal Adj. :	1.149
AveAbsRev of Changes in Adj. :	1.389
AveAbsRev of Trend :	1.261
AveAbsRev of Changes in Trend :	0.974

Таблица С2. Диагностика TRAMO/SEATS (1995Q1–2013Q2)

Q-AUTO seats_ ----- X-13ARIMA-SEATS run of seats_fix
Automatic model chosen : (0 1 1)(0 1 0)

AICtd : none

AICeaster : rejected

Average Absolute Percentage Error : within-sample forecasts

AAPE(Last year) : 2.40

AAPE(Last-1 year) : 9.15

AAPE(Last-2 year) : 1.65

AAPE(Last 3 years): 4.40

AIC : 1101.4286

AICC : 1101.6104

BIC : 1105.8968

Hannan-Quinn : 1103.2013

No significant Ljung-Box Qs

Skewness coefficient: -0.6005

Geary's a statistic: 0.7516

Kurtosis: 3.8311

Percentage of quarters flagged as unstable.

Seasonal Factors : 0 out of 22 (0.0 %)

Quarter-to-Quarter Changes in SA Series : 0 out of 21 (0.0 %)

Year-to-Year Changes in SA Series : 0 out of 18 (0.0 %)

AveAbsRev of Seasonal Adj. : 0.993

AveAbsRev of Changes in Adj. : 0.930

AveAbsRev of Trend : 0.955

AveAbsRev of Changes in Trend : 0.663

Таблица С3. Диагностика TRAMO/SEATS (усеченная выборка, 2002Q1–2013Q2)

Q-AUTO rgdp ----- X-13ARIMA-SEATS run of rgdp
Automatic model chosen : (0 1 1)(0 1 0)

AICtd : none

AICeaster : rejected

Average Absolute Percentage Error : within-sample forecasts

AAPE(Last year) : 2.40

AAPE(Last-1 year) : 9.14

AAPE(Last-2 year) : 1.68

AAPE(Last 3 years): 4.41

AIC : 676.5646

AICC : 676.8804

BIC : 679.9917

Hannan-Quinn : 677.8126

No significant Ljung-Box Qs

Skewness coefficient: -0.7645

Geary's a statistic: 0.7296

Percentage of quarters flagged as unstable.

Seasonal Factors : 0 out of 22 (0.0 %)

Quarter-to-Quarter Changes in SA Series : 0 out of 21 (0.0 %)

Year-to-Year Changes in SA Series : 0 out of 18 (0.0 %)

AveAbsRev of Seasonal Adj. : 0.680

AveAbsRev of Changes in Adj. : 0.799

AveAbsRev of Trend : 0.794

AveAbsRev of Changes in Trend : 0.465

Приложение D. X-11: Выбросы и поправки

Таблица D1. Итоговые веса для случайного компонента (C17)

	1st	2nd	3rd	4th	S.D.
1995	100.0	100.0	100.0	100.0	0.6
1996	100.0	100.0	78.8	74.5	0.6
1997	100.0	100.0	100.0	100.0	0.6
1998	100.0	100.0	100.0	100.0	0.7
1999	100.0	0.0	0.0	100.0	0.6
2000	87.6	100.0	100.0	100.0	0.6
2001	100.0	100.0	100.0	100.0	0.6
2002	33.2	100.0	100.0	100.0	0.5
2003	100.0	100.0	100.0	100.0	0.4
2004	100.0	100.0	100.0	100.0	0.4
2005	100.0	100.0	100.0	100.0	0.2
2006	100.0	100.0	100.0	0.0	0.4
2007	100.0	100.0	100.0	100.0	0.6
2008	100.0	17.3	100.0	100.0	0.6
2009	100.0	100.0	100.0	100.0	0.9
2010	100.0	100.0	100.0	100.0	1.0
2011	100.0	0.0	100.0	100.0	1.0
2012	100.0	92.4	100.0	0.0	1.0
2013	0.0	100.0			1.0

Таблица D2. Модифицированные сезонно скорректированные данные (D11 с заменой на значение тренда D12 в случае, когда C17=0)

	1st	2nd	3rd	4th	TOTAL
1995	13775.	13356.	13260.	13235.	53627.
1996	13306.	13554.	13998.	14108.	54966.
1997	14558.	15070.	15571.	15998.	61197.
1998	16524.	16804.	16554.	16555.	66438.
1999	16694.	16996.	17257.	17501.	68448.
2000	17904.	17825.	18186.	18538.	72453.
2001	18493.	18841.	19150.	19361.	75844.
2002	19382.	19976.	20036.	20307.	79701.
2003	20619.	21008.	21585.	22034.	85246.
2004	22665.	23507.	24227.	24545.	94945.
2005	24909.	25570.	26347.	27114.	103940.
2006	27673.	28086.	28672.	29511.	113942.
2007	30184.	30778.	31284.	32089.	124334.
2008	33566.	33973.	34877.	34689.	137105.
2009	33967.	33642.	34729.	35098.	137436.
2010	35416.	36362.	37509.	38733.	148020.
2011	39093.	38876.	38470.	38923.	155361.
2012	40150.	40686.	39733.	39759.	160328.
2013	40018.	40215.			80233.